

Cambio tecnológico y catching up:
el sector de distribución eléctrica en América del Sur
Martín Rodríguez Pardina y Martín Rossi
Texto de Discusión N° 16
ISBN 987-519-060-8
Marzo 2000

CEER

Centro de Estudios Económicos de la Regulación
Instituto de Economía, Universidad Argentina de la Empresa
Chile 1142, 1° piso
(1098) Buenos Aires, Argentina
Teléfono: 54-11-43797693
Fax: 54-11-43797588
E-mail: ceer@uade.edu.ar

(Por favor, mire las últimas páginas de este documento por una lista de los Textos de Discusión y de la Working Paper Series del CEER e información concerniente a suscripciones).

El Centro de Estudios de Economía de la Regulación (CEER), es una organización dedicada al análisis de la regulación de los servicios públicos. El CEER es apoyado financieramente por el Banco Mundial, los Entes Reguladores de Telecomunicaciones y Electricidad de la República Argentina, y la Universidad Argentina de la Empresa (Buenos Aires), donde el CEER tiene su sede.

Autoridades del CEER:

Lic. Enrique Devoto, Vicepresidente Primero Ente Nacional Regulador de la Electricidad (ENRE)-Dr. Roberto Catalán, Presidente Comisión Nacional de Comunicaciones (CNC), Dr. Antonio Estache, World Bank Institute, Ing. Leonardo Prati, Rector Interino Universidad Argentina de la Empresa (UADE), Dr. Omar Chisari, Director Instituto de Economía (UADE).

Director Ejecutivo: Dr. Martín Rodríguez Pardina

Investigadores: Lic. Gustavo Ferro, Lic. Martín Rossi.

Ayudante de Investigación: Lic. Christian Ruzzier.

CEER Serie de Textos de Discusión
 Cambio tecnológico y catching up: el sector de distribución eléctrica en América del Sur
 Martín Rodríguez Pardina y Martín Rossi
 Texto de Discusión N° 16
 (Marzo 2000)
 JEL N°: L9, O3

Resumen: El objetivo principal de este trabajo es analizar la evolución del cambio tecnológico en el sector de distribución de energía eléctrica en América del Sur, en el período 1994-1997. Para ello estimamos una frontera de producción estocástica con máxima verosimilitud. Entre los resultados obtenidos cabe resaltar que no existe evidencia de catching-up en el sector. Además, existe evidencia parcial de que los países que realizaron la reforma en el sector han tenido una evolución tecnológica superior a los restantes. Como parte de este patrón de diferenciación, se encontró que un incremento en la participación del capital en los países que realizaron la reforma y un incremento en la participación del empleo en los que no la realizaron.

Abstract: The main purpose of this paper is to analyze technical change in the electricity distribution sector in South America, in the period 1994-1997. We do so by estimating a Maximum Likelihood stochastic frontier. We found that there is no evidence of catching up effects in the sector during this period. Besides, there is partial evidence that suggests that countries which reformed their electricity sector had a better performance than those which did not. We also found an increase in the capital share in the countries that made the reform and an increment in the labor share in the ones that did not make the reform.

Pertenencia profesional de los autores:

Martín Rodríguez Pardina, Director Ejecutivo CEER, Buenos Aires (Argentina)
marp@uade.edu.ar

Martín Rossi, Investigador CEER, Buenos Aires (Argentina) mrossi@uade.edu.ar

CEER

Centro de Estudios Económicos de la Regulación

Instituto de Economía, Universidad Argentina de la Empresa

Chile 1142, 1° piso

(1098) Buenos Aires, Argentina

Teléfono: 54-11-43797693

Fax: 54-11-43797588

E-mail: ceer@uade.edu.ar

Cambio Tecnológico y Catching-up: El Sector de Distribución de Energía Eléctrica en América del Sur

Martín A. RODRÍGUEZ PARDINA y Martín A. ROSSI

I. Introducción

El objetivo principal de este trabajo es analizar la evolución del cambio tecnológico en el sector de distribución de energía eléctrica en América del Sur, en el período 1994-1997, para lo cual estimamos una frontera estocástica con máxima verosimilitud (MV).

Siguiendo el proceso iniciado por Chile a comienzos de los ochenta, la mayoría de los países de Sudamérica han implementado fuertes transformaciones en sus sectores eléctricos que incluyen tanto reestructuración como privatización de los monopolios estatales prevalecientes. Como resultado de estos procesos se ha dado un fuerte cambio en el papel del Estado que ha pasado de productor y propietario de empresas a regulador de aquellas etapas que constituyen monopolio natural (transmisión y distribución).

En este nuevo rol de regulador, la comparación de eficiencia relativa de distintos monopolios geográficos aparece como un instrumento potencialmente valioso para reducir la asimetría de información que caracteriza la relación regulador-empresa. Esto ha sido reconocido en muchos de los procesos de reforma donde la separación horizontal de empresas distribuidoras y transportistas constituyó un ingrediente importante de las transformaciones.

En este contexto, las estimaciones de fronteras productivas pueden ser útiles al regulador como una herramienta en la determinación del factor X en un régimen de price cap de la forma $RPI-X+K$.¹ Este factor refleja las disminuciones de precios que se pueden esperar por ganancias de eficiencia que la empresa puede realizar durante la vigencia de los precios máximos. Estas ganancias son básicamente de dos tipos: ganancias derivadas del movimiento de la frontera y ganancias de eficiencia por *catching up*. El primero de estos términos debe ser incluido en el factor X de todas las empresas del sector. Esto es, si se espera que la productividad del sector crezca a una tasa del 1% anual, todas las empresas van a tener incorporada esta tasa dentro de sus factores X. Sin embargo, las empresas que no se encuentren sobre la frontera, además de aumentar su productividad un 1%, pueden disminuir sus costos y aumentar su eficiencia en una magnitud igual a su ineficiencia actual. El factor X en este caso incluirá el cambio en la frontera más un elemento adicional que elimine la diferencia entre la empresa y la frontera en un lapso determinado.

¹ En general, el mecanismo de precios máximos toma la forma $RPI-X$ o $RPI-X+K$, por el cual el regulador permite que dentro del período de vigencia de los precios máximos, estos se incrementen de acuerdo a la evolución de un índice de precios reales (RPI), menos un factor de eficiencia (X) que representa las reducciones de costos que se espera la empresa puede lograr, más un factor K, que en algunos casos permite modificar las tarifas por inversiones no incluidas originalmente.

Vale la pena resaltar, sin embargo, que para ser de utilidad en el proceso regulatorio esta herramienta precisa de dos condiciones. Por un lado se requiere de un conjunto amplio de empresas comparables e información detallada sobre las mismas. En este sentido el esfuerzo del CIER en la construcción de una base de datos regional es un aporte fundamental para el desarrollo de la regulación en el sector eléctrico. Pero esta disponibilidad de datos si bien necesaria dista de ser una condición suficiente. Se debe además contar con técnicas adecuadas que permitan analizar en detalle la información disponible en referencia a un marco conceptual adecuado.

Nuestro objetivo en este trabajo se enmarca en esta dirección procurando contribuir al desarrollo de instrumentos que permitan una regulación eficiente de las empresas del sector.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección II se formula el modelo teórico para la estimación. La sección III presenta los datos y las estimaciones. Finalmente, en la sección IV se presentan las conclusiones.

II. El modelo

Una característica importante de los servicios públicos regulados es que, en general, las empresas se encuentran obligadas a proveer el servicio a las tarifas prefijadas. Dado que el producto es exógeno, la empresa maximiza beneficios simplemente minimizando los costos de producir un nivel dado de producto. Bajo este argumento, el modelo relevante usualmente es una frontera de costos. Sin embargo, contra este argumento se oponen otros, tanto teóricos como prácticos. Dentro de estos últimos sobresale lo difícil que es obtener información acerca de los precios de los insumos. Más aún, la estimación de fronteras de costos implica la utilización de variables medidas en unidades monetarias, lo cual puede ser un problema serio si lo que se desea es realizar comparaciones internacionales. Las funciones de producción, en cambio, sólo requieren de variables medidas en unidades físicas y, por lo tanto, más homogéneas entre los distintos países. Como argumento teórico se puede agregar que cuando la propiedad se encuentra en manos del sector público las empresas, en general, no persiguen la maximización del beneficio como objetivo principal. Más aún, en este tipo de empresas los precios pueden no encontrarse disponibles o simplemente no ser confiables (Charnes, Cooper y Rhodes, 1978).

Dado que en varios de los países analizados las empresas eléctricas son propiedad del sector público, en este trabajo estimaremos una frontera de producción. La función de producción estocástica con datos de panel puede ser formulada como

$$Y_{it} = \beta_0 + X'_{it} \beta + \varepsilon_{it},$$

donde Y_{it} es el producto de la firma i ($i=1, 2, \dots, N$) en el momento t ($t=1, 2, \dots, T$), X_{it} es la correspondiente matriz de k insumos, y β es un vector $k \times 1$ de parámetros desconocidos a ser estimados. El término de error es especificado como

$$\varepsilon_{it} = V_{it} - U_{it}.$$

Los v_{it} son ruido estadístico y son supuestos como independientes e idénticamente distribuidos, mientras que los u_{it} son variables aleatorias no negativas que representan la ineficiencia técnica. Los v_{it} representan aquellos factores que no pueden ser controlados por las firmas, como errores de medición, variables omitidas y condiciones meteorológicas. La eficiencia técnica, en cambio, agrupa aquellos factores que pueden ser controlados por la empresa, y pueden ser definidos como la diferencia entre el producto actual y potencial de la empresa.

Si bien son varias las distribuciones que han sido propuestas para el término de ineficiencia, la distribución más utilizada es la media-normal. Esta distribución impone que la mayor parte de las firmas posea baja o nula ineficiencia. Sin embargo, no hay ninguna razón teórica que impida que la ineficiencia se distribuya de otra forma. Dado que no resulta conveniente en las aplicaciones empíricas imponerle *a priori* al modelo una determinada distribución del término de ineficiencia, es preferible utilizar una distribución más flexible que alivie, al menos en parte, este problema. Una distribución propuesta es la normal truncada (ver Stevenson, 1980), que es una generalización de la distribución media-normal. Esta distribución se obtiene truncando en cero una distribución normal con media μ y varianza σ^2 . Dado que si μ es cero la distribución es la media-normal, es factible testear la hipótesis de que la ineficiencia se distribuye como una media-normal simplemente contrastando la hipótesis nula $H_0: \mu=0$. Esto puede ser realizado con un test de diferencia de verosimilitud (generalized likelihood-ratio test, LR).

Para representar la evolución temporal del término de eficiencia técnica utilizaremos una forma flexible propuesta por Battese y Coelli (1992):

$$u_{it} = \exp[-\eta(t-T_i)]u_i \quad (1),$$

donde η es un parámetro a ser estimado y los u_i son supuestos i.i.d. surgidos de truncar en cero a una distribución $N(\mu, \sigma^2)$. El nivel de eficiencia técnica de la firma i en el período t se obtiene como

$$EF_{it} = \exp(-u_{it}).$$

Battese et al. (1992) muestran que el mejor predictor de $\exp(-u_{it})$ se obtiene utilizando la esperanza condicional de $\exp(-u_{it})$ dado ϵ_{it} , $E[\exp(-u_{it})/\epsilon_{it}]$.

En esta especificación, dado que la función exponencial $\exp[-\eta(t-T_i)]$ adopta un valor igual a uno cuando $t=T$, la variable aleatoria u_i puede ser considerada como el término de ineficiencia técnica para la i -ésima firma en el último período del panel. Para períodos previos, los efectos de ineficiencia son iguales al producto del término de ineficiencia técnica en el último período del panel y el valor de la función exponencial, cuyo valor depende del parámetro η y del número de períodos anteriores al último período del panel. Si η es positivo entonces el modelo muestra efectos de ineficiencia decrecientes, mientras que si η es negativo los efectos son crecientes (Coelli et al. 1998). Una desventaja de esta especificación es que el ordenamiento de las empresas de acuerdo a su ineficiencia es el mismo en todos los períodos. La principal ventaja, al menos para nuestros propósitos, es

que los cambios en la ineficiencia técnica a lo largo del tiempo pueden ser distinguidos del cambio tecnológico. Este último es obtenido incluyendo una tendencia (y eventualmente su cuadrado) en el vector de regresores.

Vale la pena resaltar que hemos utilizado la parametrización propuesta por Battese et al. (1977), quienes reemplazan σ_v^2 y σ_u^2 por $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ y $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$. El parámetro γ debe encontrarse entre cero y uno, donde uno indica que las desviaciones desde la frontera son debidas exclusivamente a ruido estadístico, mientras que un γ igual a cero indica que las todas las desviaciones se deben a ineficiencia técnica. Esta especificación permite testear la hipótesis nula de que no existen ineficiencias en el modelo, $H_0: \gamma=0$, contra la alternativa $H_1: \gamma>0$.

Una ventaja del modelo planteado de esta forma es su gran flexibilidad, que permite testear distintas especificaciones de forma tal de escoger aquella que mejor se adapte a la información disponible. En este trabajo testaremos la hipótesis de que la ineficiencia se distribuye como una media normal ($H_0: \mu=0$) vis a vis la distribución más flexible normal truncada en cero, y también contrastaremos la hipótesis de que la ineficiencia es constante a lo largo del tiempo ($H_0: \eta=0$). Sumado a ello también testaremos la hipótesis nula de que no existe cambio tecnológico en el período analizado.

III. Resultados empíricos

El modelo

El modelo presentado en la sección II será utilizado para estimar una frontera de producción, con la cual testaremos distintas hipótesis acerca del comportamiento de la ineficiencia y el cambio tecnológico en una muestra de 36 empresas de distribución de energía eléctrica de América del Sur en el período 1994-1997.

La primera decisión que se debe realizar está relacionada con las variables a incluir en el modelo. En su trabajo pionero, Neuberger (1977) sugiere cuatro productos posibles en la actividad de distribución de energía eléctrica: número de clientes servidos, total de KW/h vendidos, km de líneas de distribución y km² de área de distribución. Burns y Weyman-Jones (1996) agregan algunas variables adicionales: la máxima demanda, que determina la capacidad total del sistema, la dispersión de los usuarios a través de la región de distribución, que determina la configuración del sistema, la capacidad de transformación, que afecta a las pérdidas de la red y la estructura de la demanda, que determina las diferentes capacidades a las que deben operar las líneas a diferentes horas.

El problema conceptual a resolver es cuál de estas variables es el producto, o bien si varias de ellas lo son. Neuberger descarta la posibilidad de tratar a las empresas del sector como multi-productoras, ya que a las variables anteriormente descriptas no es posible fijarles un precio y venderlas separadamente (por ejemplo, una vez que se adopta al número de clientes como producto, siendo su precio el ingreso anual promedio de la firma por cliente, los KW/h ya no pueden ser vendidos separadamente). Dado que las variables restantes no pueden ser consideradas productos (ni insumos por los cuales se paga un precio), pueden

ser introducidas en el modelo como características específicas de las empresas que permiten realizar comparaciones entre ellas.

La función de producción inicial a ser estimada es²:

$$\text{Ln CLIENTES} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln KMRED} + \beta_2 \text{Ln EMPLEO} + \beta_3 \text{Ln AREA} + \beta_4 \text{Ln TRANSF} + \beta_5 \text{Ln ESTRUCT} + \beta_6 \text{Ln VENTAS} + \beta_7 \text{TIEMPO} + \beta_8 (\text{TIEMPO} * \text{DREFORMA}),$$

Donde Ln denota logaritmo natural. La variable explicada es el número de clientes (CLIENTES), y los regresores son los siguientes: ventas finales (VENTAS, en MWh), proporción de ventas a clientes residenciales (una *proxy* de la estructura del mercado, ESTRUCT), circuitos de distribución (KMRED, en km), transformadores de distribución (TRANSF, en kVA), área de servicio (AREA, en km²), y número de empleados en la función de distribución (EMPLEO). Se incluyó en el modelo una tendencia lineal con el fin de analizar el cambio tecnológico, y una variable interacción entre el tiempo y una dummy que adopta el valor uno cuando la empresa se encuentra en un país que realizó reformas estructurales en el sector y cero en los demás casos.

Los datos

Los datos brutos empleados en el presente trabajo se han obtenido de los informes de la Secretaría General de la Comisión de Integración Eléctrica Regional (CIER), “Datos Estadísticos. Empresas Eléctricas”, año 1994 y período 1995-1997. La base de datos incluye información sobre gran cantidad de variables para los siguientes países: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. La Tabla 1 muestra las empresas y los años para los cuales se dispuso de información.

Tabla 1

País	Empresa	1994	1995	1996	1997
Argentina (R)	EMSA		X	X	
	EDET			X	X
	EDENOR	X			
Bolivia (R)	CESSA		X	X	X
	CRE	X			
Brasil	CEB	X	X	X	X
	CELG		X	X	X
	CEMAT				X
	CEMIG	X	X	X	X
	CESP	X	X		
	COPEL	X			
Chile (R)	CONAFE	X	X	X	X
	EDELMAG	X	X	X	X
Colombia (R)	CHEC	X			
	EEPPM	X	X	X	X
	ENERCALI		X	X	X
	EPSA			X	X

² Las estimaciones se realizaron con el programa FRONTIER 4.1 desarrollado por T. Coelli (1996).

	ESSA		X	X	X
Ecuador	EEQSA	X			X
	EERCSCA	X		X	
	EERSSA		X	X	X
	ELEPCOSA	X	X	X	X
	EMELMANABI	X	X	X	X
Paraguay	ANDE	X	X	X	X
Perú (R)	ELC		X		X
	ELECTRO SUR	X	X	X	X
	LUZ DEL SUR	X	X	X	X
	SEAL	X	X	X	X
Uruguay	UTE	X			
Venezuela	CALEV	X	X	X	X
	CALEY		X	X	X
	ELECAR	X	X	X	X
	ELEGGUA	X	X	X	X
	ELEVAL	X	X	X	X
	ENELCO		X	X	X
	ENELVEN		X	X	X

Con X denotamos las observaciones disponibles. Los países con (R) son los que realizaron la reforma del sector eléctrico.

La Tabla 2 presenta un resumen de las estadísticas básicas de la muestra de 36 empresas finalmente utilizadas, en base a las variables escogidas. En el Anexo Estadístico se presentan las series de datos.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas

Variable	Tamaño de la muestra	Media	Desvío Estándar
Número de clientes	104	502893	838331
Ventas residenciales/Totales (%)	104	40	15
Circuitos de distribución (km)	104	173877	798887
Transformadores de distribución (kVA)	104	1395624	2860505
Área de servicio (km ²)	104	74354	161194
Ventas finales (MWh)	104	3122201	6430711
Número de empleados de distribución	104	698	1505

Comenzamos nuestras estimaciones con un modelo flexible y testeamos las diferentes especificaciones. Para ello utilizamos en todos los casos el test LR, que requiere la estimación del modelo bajo ambas, la hipótesis nula y la alternativa. El estadístico es calculado como

$$LR = -2[L_R - L_U],$$

donde L_R es el *log-likelihood* del modelo restringido (esto es, la especificación media-normal) y L_U es el *log-likelihood* del modelo no restringido. El estadístico LR posee una distribución chi-cuadrado con grados de libertad iguales al número de restricciones involucradas (en este caso una).

En una primera etapa testeamos la hipótesis nula que afirma que no existen efectos de ineficiencia en el modelo. Al comparar los valores del *log-likelihood* del modelo estimado con MV y del modelo mínimos cuadrados clásicos (MCC) encontramos que existen diferencias significativas entre ellos.³ Dado que el estadístico LR es mayor que el valor crítico (un grado de libertad), se puede rechazar la hipótesis nula que afirma que no existe ineficiencia en la muestra analizada.⁴

El siguiente paso consiste en testear la hipótesis nula de que la ineficiencia se distribuye como una media normal, contra la alternativa normal truncada. El valor estimado de μ es 0.0078 y el *log likelihood* del modelo no restringido no es significativamente distinto del *log likelihood* del modelo restringido ($\mu=0$). Dado que no podemos rechazar la hipótesis nula, el modelo final será estimado suponiendo una distribución media-normal ($\mu=0$).

Finalmente testeamos la hipótesis nula de ineficiencia constante. El *log likelihood* del modelo no restringido es 15.7, valor que no es significativamente distinto del correspondiente al modelo restringido (14.7, cuando $\eta=0$). Por lo tanto, el modelo final se estimó asumiendo que la ineficiencia se mantenía constante en el tiempo. Las estimaciones MV del modelo inicial son presentadas en la columna A de la Tabla 3.

Tabla 3
Estimaciones MV: La variable dependiente es Ln CLIENTES

Variable	Columna A $\mu=0; \eta=0$	Columna B $\mu=0; \eta=0$	Columna C $\mu=0; \eta=0$
Constante	5.774 (5.779)	11.79 (26.26)	11.99 (27.19)
Ln KMRED	0.204 (0.341)	0.044 (3.332)	0.036 (2.907)
Ln EMPLEO	0.403 (0.415)	0.134 (2.705)	0.163 (3.587)
Ln AREA	0.103 (0.112)	0.047 (1.938)	0.032 (1.225)
Ln TRANSF	0.179 (0.238)	0.012 (0.479)	0.029 (2.091)
Ln ESTRUCT	-0.153	0.024	0.022

³ Un problema con el test LR surge del echo que $\gamma=0$ se encuentra en el borde del espacio del parámetro γ . En estos casos, si la hipótesis nula es correcta, el test LR se distribuye asintóticamente como un mix de distribuciones chi-cuadrado. La regla práctica para un nivel de significatividad de α es: “Rechazar la H_0 cuando el estadístico LR excede el valor de tabla de una distribución chi-cuadrado 2α ”.

⁴ Asimismo, la estimación MV de γ es 0.95, valor que refuerza la conclusión anterior.

	(-0.157)	(0.901)	(0.929)
Ln VENTAS	0.025 (0.031)	0.013 (1.722)	0.012 (1.828)
TIEMPO	0.012 (0.013)	0.012 (0.479)	0.002 (0.067)
TIEMPO*DREFORMA	0.015 (0.016)	0.021 (2.172)	0.031 (0.591)
TIEMPO*Ln KMRED		0.0015 (0.684)	-0.001 (-0.439)
TIEMPO*Ln EMPLEO		0.0019 (0.503)	0.008 (1.989)
TIEMPO*Ln KMRED *DREFORMA			0.012 (2.038)
TIEMPO*Ln EMPLEO *DREFORMA			-0.023 (-3.251)
Log Likelihood	14.7	51.7	57.2

Entre paréntesis se presentan los respectivos estadísticos t.

En este modelo inicial ninguna de las variables de pendiente son significativas a los niveles usuales de confianza.⁵ La eficiencia media es 0.60, con un valor máximo de 0.97 y un valor mínimo de 0.27. Esta gran amplitud en los valores puede deberse a la gran heterogeneidad de la muestra analizada.

El cambio tecnológico debe ser analizado a partir de los coeficientes asociados a las variables TIEMPO y (TIEMPO*DREFORMA). Si bien las variables no resultan significativas a los niveles usuales de confianza, el análisis de los signos de los coeficientes estaría denotando un mejor comportamiento tecnológico en las empresas de países que realizaron la reforma en el sector. Dados los parámetros estimados con el modelo MV, la tasa total de cambio tecnológico se obtiene como la derivada del logaritmo natural de la función de producción con respecto al tiempo, dy/dt , que en este caso en particular es igual a $\beta_7 + \beta_8 * DREFORMA$. Dado que DREFORMA adopta el valor uno en los países que realizaron la reforma y cero en los demás casos, el cambio tecnológico será igual a

$$\delta \text{ Ln CLIENTES} / \delta \text{ TIEMPO} = 0.012 + 0.015 * 1 = 0.027$$

en los países que reformaron el sector eléctrico y a

$$\delta \text{ Ln CLIENTES} / \delta \text{ TIEMPO} = 0.012$$

en los que no lo hicieron. Los valores resultantes pueden ser interpretados como tasas anuales de crecimiento constantes, aunque en este caso en particular cabe reiterar que no se ha podido rechazar la hipótesis nula de que la tasa de cambio tecnológico es cero.

La inclusión del tiempo en esta forma refleja lo que se conoce como cambio tecnológico neutral a la Hicks. Esto es, se desplaza la función pero la pendiente no se modifica.⁶ El

⁵ Vale la pena resaltar la diferencia con la estimación mínimos cuadrados clásicos del mismo modelo, en la cual todas las variables son significativas.

⁶ Esto es, la tasa marginal de sustitución técnica no varía.

cambio tecnológico no-neutral, en cambio, puede ser obtenido incluyendo en el modelo los respectivos términos de interacción entre los insumos y el tiempo. El modelo MV estimado en este caso es presentado en la columna B de la Tabla 3. Como se puede observar, si bien en este modelo varias variables se vuelven significativas, las variables (TIEMPO*Ln KMRED) y (TIEMPO*Ln EMPLEO) no resultaron significativas, no pudiéndose rechazar por lo tanto la hipótesis de neutralidad. La misma conclusión a favor del modelo neutral se obtiene realizando el test LR.

Una formulación alternativa surge al incluir en el modelo anterior las interacciones de los insumos con la variable DREFORMA, de forma tal de analizar patrones diferenciados (en lo que respecta a la neutralidad del cambio tecnológico) entre los países que realizaron o no la reforma del sector. El modelo MV estimado en este caso es presentado en la columna C de la Tabla 3.

En este modelo, las nuevas variables incluidas son significativas (TIEMPO*Ln KMRED*DREFORMA y TIEMPO*Ln EMPLEO*DREFORMA). Esto estaría denotando la existencia de cambio tecnológico no neutral pero diferente entre los países. Esto es, las elasticidades insumos ya no son constantes. La elasticidad producto con respecto al capital (red) ahora es

$$\delta \text{ Ln CLIENTES} / \delta \text{ Ln RED} = \beta_1 + \beta_9 \text{ TIEMPO} + \beta_{11} \text{ TIEMPO} * \text{DREFORMA}$$

mientras que la elasticidad producto con respecto al trabajo es

$$\delta \text{ Ln CLIENTES} / \delta \text{ Ln EMPLEO} = \beta_6 + \beta_{10} \text{ TIEMPO} + \beta_{12} \text{ TIEMPO} * \text{DREFORMA}.$$

Los resultados son los esperados, ya que estaría aumentando la participación del trabajo en los países que no realizaron la reforma, y estaría aumentando la participación del capital en los que la realizaron.

IV. Conclusiones

El objetivo principal de este trabajo es analizar la evolución del cambio tecnológico en el sector de distribución de energía eléctrica en América del Sur, en el período 1994-1997. Para ello construimos una frontera de producción estocástica y la estimamos con máxima verosimilitud. Entre los resultados obtenidos cabe resaltar que no existe evidencia de catching-up en el sector. Esto es, no hemos podido rechazar la hipótesis de eficiencia constante. El modelo flexible que estimamos originalmente no nos permitió rechazar la hipótesis (usual en la literatura) de que la ineficiencia posee una distribución media-normal. Con respecto al cambio tecnológico, existe evidencia parcial de que los países que realizaron la reforma en el sector han tenido una evolución tecnológica superior a los restantes. Como parte de este patrón de diferenciación, se encontró que un incremento en la participación del capital en los países que realizaron la reforma y un incremento en la participación del empleo en los que no la realizaron.

Un aspecto que esta metodología permitiría abordar en el futuro es el desarrollo tecnológico discriminando por el tipo de regulación, ya que distintos tipos de esquemas regulatorios

pueden generar distintos patrones de cambio tecnológico, no sólo en lo que respecta a la intensidad, sino también en sus aspectos cualitativos (por ejemplo, distintos esquemas pueden incentivar distintas evoluciones en la participación de los factores productivos).

De cara al futuro, este tipo de trabajo pone de relieve la importancia de contar con bases de datos homogéneas para los distintos países a fin de poder efectuar las comparaciones. En este sentido, es importante resaltar la labor de la Comisión de Integración Eléctrica Regional (CIER), con cuyos datos se elaboró el presente artículo.

REFERENCIAS

Battese, G. y Corra, G. (1977), Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia, *Australian Journal of Agricultural Economics* 21, 39-56.

Burns, P. y Weyman-Jones, T. (1996), Cost functions and cost efficiency in electricity distribution: a stochastic frontier approach, *Bulletin of Economic Research*, 48:1.

Charnes, A., Cooper, W. y Rhodes, E. (1978), Measuring the efficiency of decision making units, *European Journal of Operational Research*, 2 (6).

Coelli, T. (1996), A Guide to FRONTIER, Version 4.1: a Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation, CEPA Working Paper 96/07.

Coelli, T., Prasada Rao, D. y Battese, G. (1998), An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, Kluwer Academic Publishers.

G. Battese, G. y Coelli, T. (1992), Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India, *Journal of Productivity Analysis* 3, 153-169.

Neuberg, L. (1977), Two issues in the municipal ownership of electric power distribution systems, *Bell Journal of Economics*, 8.

Stevenson, R. (1980), Likelihood Functions for Generalised Stochastic Frontier Estimation, *Journal of Econometrics*, Vol. 13.

ANEXO ESTADÍSTICO

	Año	País	Clientes	Ventas	Estruc.	Red	Transf.	Area	Empleo
EMSA	1995	ARGENTINA	101721	388175	31	5346	227034	16206	261
	1996	ARGENTINA	103798	418088	29	5526	253017	16206	257
EDET	1996	ARGENTINA	259667	881514	44	8825	520814	22434	197
	1997	ARGENTINA	276560	961472	45	9365	548226	22434	190
EDENOR	1994	ARGENTINA	2083425	9086460	39	23426	3110000	4637	1155
CESSA	1995	BOLIVIA	28988	80901	35	43116	43116	49	53
	1996	BOLIVIA	30685	84426	34	48822	48822	49	54
	1997	BOLIVIA	33289	91969	36	52587	52587	49	51
CRE	1994	BOLIVIA	141809	661502	45	4983	409423	30828	226
CEB	1994	BRASIL	428580	2468832	39	6855	1317000	5783	734
	1995	BRASIL	443912	2752474	39	12072	1359000	5783	764
	1996	BRASIL	463958	2972650	39	12618	1427050	5783	743
	1997	BRASIL	484384	3201539	39	13114	1496000	5783	668
CELG	1995	BRASIL	1149901	4865680	34	88541	2078706	337008	155
	1996	BRASIL	1226236	69571	34	92352	2146539	337008	208
	1997	BRASIL	1306017	5506092	35	94831	2202414	337008	178
CEMAT	1997	BRASIL	498427	2388674	44	5606	436000	901420	98
CEMIG	1994	BRASIL	3853651	30984232	16	7575500	562762	562762	8416
	1995	BRASIL	4048556	32113038	18	253681	8159800	562762	7904
	1996	BRASIL	4248069	33316098	19	263174	8633786	562762	7205
	1997	BRASIL	4472975	34973256	20	274960	9266600	562762	6449
CESP	1994	BRASIL	1295725	8935918	22	72380	2102261	120884	3606
	1995	BRASIL	1351919	9409343	23	79640	23881238	120884	3087
COPEL	1994	BRASIL	2310120	11636838	26	39661	7247000	191136	3286
CONAFE	1994	CHILE	104637	366959	34	1775	107660	615	133
	1995	CHILE	109854	400613	34	1060	114972	638	121
	1996	CHILE	115035	438932	33	1177	122780	1494	119
	1997	CHILE	119517	467897	33	1265	131120	1494	118
EDELMA	1994	CHILE	38778	116323	23	775	56103	61	28
	1995	CHILE	39907	117432	51	781	58810	59	30
	1996	CHILE	40588	125966	50	794	62983	60	32
	1997	CHILE	41297	130308	51	800	65028	61	28
CHEC	1995	COLOMBIA	286650	1048235	56	5962	326590	9526	348
EEPPM	1994	COLOMBIA	643041	4542049	34	13393	2285637	1152	450
	1995	COLOMBIA	680275	4589000	46	10866	2388502	1152	779
	1996	COLOMBIA	711396	4621000	47	11111	2507982	1152	781
	1997	COLOMBIA	756425	4929000	44	11354	2610000	1152	751
ENRCALI	1995	COLOMBIA	410310	3069	41	2120	984750	862	982
	1996	COLOMBIA	428877	30.59	40	2096	1108040	862	982
	1997	COLOMBIA	439643	3017	40	2096	1110900	862	915
EPSA	1996	COLOMBIA	281015	1216600	94	10947	293100	18572	251
	1997	COLOMBIA	295726	1241200	94	14018	307200	18572	242

	Año	País	Clientes	Ventas	Estruc.	Red	Transf.	Area	Empleo
ESSA	1995	COLOMBIA	348753	1113222	43	35900	637604	30950	404
	1996	COLOMBIA	359870	1070962	46	36150	640604	30950	308
	1997	COLOMBIA	372536	1115335	46	36329	642854	30980	306
EEQSA	1994	ECUADOR	378376	1477993	44	9159	873176	8765	278
	1997	ECUADOR	454450	1845241	45	10011	1433000	13368	279
EERCSCA	1994	ECUADOR	136632	311718	40	7564	224414	9138	206
	1996	ECUADOR	159315	357970	43	9056	255627	10152	204
EERSSA	1995	ECUADOR	76718	92972	87	2889	81000	35000	315
	1996	ECUADOR	80532	107429	87	3304	90000	35000	306
	1997	ECUADOR	84309	115725	59	3408	92203	35000	336
ELEPCOSA	1994	ECUADOR	55914	111837	31	1816	36849	3000	50
	1995	ECUADOR	59271	116950	31	1985	39717	3000	52
	1996	ECUADOR	60580	120646	37	2092	41162	3000	52
	1997	ECUADOR	63476	134407	35	2192	38782	3000	52
EMELMANABI	1994	ECUADOR	115549	348491	42	3267	205483	16800	117
	1995	ECUADOR	119798	370615	42	3337	304000	16800	91
	1996	ECUADOR	128799	422223	41	3498	340570	16800	96
	1997	ECUADOR	141475	467031	42	3570	362423	16800	99
ANDE	1994	PARAGUAY	589008	328974	41	24776	1537563	406752	760
	1995	PARAGUAY	669325	3439887	42	33416	1712642	406752	758
	1996	PARAGUAY	785370	3630065	44	39952	1825324	406752	745
	1997	PARAGUAY	821622	3861080	45	45893	1941292	406752	749
ELC	1995	PERU	184672	395018	6	5473	143248	133255	153
	1997	PERU	231187	398669	31	7602	1198956	133255	104
ELECTRO SUR	1994	PERU	50810	172224	34	1591	102839	31796	47
	1995	PERU	55089	130998	42	1578	97000	31810	50
	1996	PERU	63933	131193	44	1598	99000	31810	55
	1997	PERU	70641	137701	44	1624	101000	31810	43
LUZ DEL SUR	1994	PERU	499644	2806165	37	10478	692105	2880	519
	1995	PERU	556319	3007786	36	13161	1439300	2900	501
	1996	PERU	603134	2837666	40	13718	1547300	2900	360
	1997	PERU	628553	3045317	40	14062	1649800	2900	427
SEAL	1994	PERU	138110	332531	30	400	94950	63345	114
	1995	PERU	154092	516673	28	4390	150000	63345	90
	1996	PERU	175037	573118	27	4620	160000	63345	67
	1997	PERU	189442	577134	26	5046	185000	63345	61
UTE	1994	URUGUAY	1054035	4632156	48	44239	2803000	176215	1810
CALEV	1994	VENEZUELA	281786	2461905	34	1583221	576	489	315
	1995	VENEZUELA	276367	2686290	31	1615490	576	480	280
	1996	VENEZUELA	275934	2566789	10	1619663	576	479	270
	1997	VENEZUELA	277193	2576961	32	1660927	576	481	240
CALEY	1995	VENEZUELA	43664	176574	52	84905	1000	44	75
	1996	VENEZUELA	44212	172129	51	84905	1000	44	73
	1997	VENEZUELA	45465	189500	49	84905	1000	45	73

	Año	País	Clientes	Ventas	Estruc.	Red	Transf.	Area	Empleo
CALEY	1995	VENEZUELA	43664	176574	52	84905	1000	44	75
	1996	VENEZUELA	44212	172129	51	84905	1000	44	73
	1997	VENEZUELA	45465	189500	49	84905	1000	45	73
ELECAR	1994	VENEZUELA	562491	5805964	39	3302	3088081	2704	1431
	1995	VENEZUELA	557000	5762687	24	3685	3201281	2704	1473
	1996	VENEZUELA	560998	5690810	25	3754	3248590	2704	1133
	1997	VENEZUELA	570068	5952225	24	3870	3264698	2704	1071
ELEGGUA	1994	VENEZUELA	56513	472956	30	388556	896	63	102
	1995	VENEZUELA	57268	516393	29	400492	896	64	117
	1996	VENEZUELA	59527	485106	32	429041	896	66	117
	1997	VENEZUELA	63230	527524	32	455591	896	71	117
ELEVAL	1994	VENEZUELA	92684	702476	40	485	459480	240	138
	1995	VENEZUELA	89416	733568	40	519	598914	240	135
	1996	VENEZUELA	91817	788615	40	774	600614	240	110
	1997	VENEZUELA	96343	860436	39	774	6216915	240	102
ENELCO	1995	VENEZUELA	90603	1628986	51	1938	557796	7746	121
	1996	VENEZUELA	95804	1896832	49	2020	587154	7746	117
	1997	VENEZUELA	101157	2162017	51	2243	638211	7746	131
ENELVEN	1995	VENEZUELA	315627	5282542	71	7379	2187136	41442	274
	1996	VENEZUELA	335639	5500398	73	7895	2193000	41442	279
	1997	VENEZUELA	358365	5847708	73	8411	2303000	41442	256

Serie Textos de Discusión CEER

Para solicitar alguno de estos documentos o suscribirse a toda la Serie Textos de Discusión CEER, vea las instrucciones al final de la lista.

STD 1. Laffont, Jean Jacques: Llevando los principios a la práctica en teoría de la regulación (marzo 1999)

STD 2. Stiglitz, Joseph: The Financial System, Bussiness Cycle and Growth (marzo 1999)

STD 3. Chisari, Omar y Antonio Estache: The Needs of the Poor in Infrastructure Privatization: The Role of Universal Service Obligations. The Case of Argentina (marzo 1999)

STD 4. Estache, Antonio y Martín Rossi: Estimación de una frontera de costos estocástica para empresas del sector agua en Asia y Región del Pacífico (abril 1999)

STD 5. Romero, Carlos : Regulaciones e inversiones en el sector eléctrico (junio 1999)

STD 6. Mateos, Federico: Análisis de la evolución del precio en el Mercado Eléctrico Mayorista de la República Argentina entre 1992 y 1997 (julio 1999).

STD 7. Ferro, Gustavo: Indicadores de eficiencia en agua y saneamiento a partir de costos medios e indicadores de productividad parcial (julio 1999)

STD 8. Balzarotti, Nora: La política de competencia internacional (septiembre 1999)

STD 9. Ferro, Gustavo: La experiencia de Inglaterra y Gales en micromedición de agua potable (septiembre 1999)

STD 10. Balzarotti, Nora: Antitrust en el mercado de gas natural (octubre 1999)

STD 11. Ferro, Gustavo: Evolución del cuadro tarifario de Aguas Argentinas: el financiamiento de las expansiones en Buenos Aires (octubre 1999)

STD 12. Mateos, Federico, Martín Rodríguez Pardina y Martín Rossi: Oferta y demanda de electricidad en la Argentina: un modelo de ecuaciones simultáneas (noviembre 1999)

STD 13. Ferro, Gustavo: Lecciones del Seminario Proyección de Demanda de Consumo de Agua Potable (noviembre 1999)

STD 14: Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Medidas de eficiencia y regulación: una ilustración del sector de distribuidoras de gas en la Argentina (diciembre 1999)

STD 15: Rodríguez Pardina, Martín, Martín Rossi y Christian Ruzzier: Fronteras de eficiencia en el sector de distribución de energía eléctrica: la experiencia sudamericana (diciembre 1999)

STD 16: Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Cambio tecnológico y catching up: el sector de distribución de energía eléctrica en América del Sur (marzo 2000)

CEER Working Paper Series

To order any of these papers, or all of these, see instructions at the end of the list.

WPS 1. Laffont, Jean Jacques: Translating Principles Into Practice in Regulation Theory (March 1999)

WPS 2. Stiglitz, Joseph: Promoting Competition in Telecommunications (March 1999)

WPS 3. Chisari, Omar, Antonio Estache, y Carlos Romero: Winners and Losers from Utility Privatization in Argentina: Lessons from a General Equilibrium Model (March 1999)

WPS 4. Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Efficiency Measures and Regulation: An Illustration of the Gas Distribution Sector in Argentina (April 1999)

WPS 5. Rodriguez Pardina, Martín Rossi and Christian Ruzzier: Consistency Conditions: Efficiency Measures for the Electricity Distribution Sector in South America (June 1999)

WPS 6. Gordon Mackerron: Current Developments and Problems of Electricity Regulation in the European Union and the United Kingdom (November 1999)

WPS 7. Martín Rossi: Technical Change and Efficiency Measures: The Post-Privatisation in the Gas Distribution Sector in Argentina (March 2000)

Centro de Estudios Económicos de la Regulación



Solicitud de incorporación a la lista de receptores de publicaciones del CEER

Deseo recibir los ejemplares correspondientes a la serie (marque con una cruz la que corresponda), que se publiquen durante 2000:

- | | | |
|---------------------------------|---------------|---------------------------|
| a) Working Papers Series | (...) impreso | (...) e-mail, formato pdf |
| b) Serie de Textos de Discusión | (...) impreso | (...) e-mail, formato pdf |

Mi nombre es:.....

Ocupación:.....

Domicilio:.....

.....

.....

Firma

Tenga a bien enviar esta solicitud por correo a:

SECRETARIA CEER
Chile 1142, 1° piso
1098 Buenos Aires
Argentina

Por fax, al 54-11-43797588

E-mail: ceer@uade.edu.ar